

《測驗學刊》  
第七十輯第四期 2023 年 12 月 285~311 頁

## 「兒童行為問卷」標準版因素結構之研究

王珮玲<sup>1</sup> 張泰銓<sup>2</sup> 游錦雲<sup>3</sup>

### 摘要

兒童行為問卷 (The Children's Behavior Questionnaire [CBQ]) 為目前被各國學者廣泛用在幼兒階段的氣質行為測量，而不同國家之探索性因素分析結果皆指出 CBQ 具有三大高階因素之結構。本研究旨在透過比較傳統之不具交叉負荷的驗證性因素分析 (Confirmatory Factor Analysis [CFA]) 與允許自由估計交叉負荷的探索性結構方程模式 (Exploratory Structural Equation Modeling [ESEM]) 的模式適配度，探討 CBQ 標準版中文翻譯版本的因素結構，並藉此突顯過去研究所發現之 CBQ 為具有交叉負荷的因素結構之特性。本研究樣本為臺灣北部地區 543 名家有 3~7 歲幼兒之家長。研究結果顯示，三因素 ESEM 模式比起三因素 CFA 模式具有較佳的適配結果；在納入了三對分量表之誤差相關後，三因素 ESEM 模式具有可接受之模式適配。

**關鍵詞：**因素結構、兒童行為問卷、氣質、探索性結構方程模式

- 
1. 王珮玲，臺北市立大學幼兒教育學系教授
  2. 張泰銓，國立臺灣師範大學教育學系博士後研究員
  3. 游錦雲，臺北市立大學心理與諮商學系教授
- 收件日期：2023.01.04；完成修改：2023.05.12；正式接受：2023.06.15  
通訊作者：張泰銓；Email：t.chang@cc.ncue.edu.tw  
地址：500207 彰化縣彰化市進德路 1 號 國立彰化師範大學輔導與諮商學系

## Examining the Factor Structure of the Children's Behavior Questionnaire Standard Form in Taiwan

Pei-Ling Wang<sup>1</sup> Thai-Tsuan Chang<sup>2</sup> Ching-Yun Yu<sup>3</sup>

### Abstract

The Children's Behavior Questionnaire (CBQ) is a widely used measure of children's temperament. Exploratory factor analyses have indicated a three-factor structure of the CBQ across different countries. In this study, we examined the factor structure of the CBQ standard form (Mandarin version) in Taiwan by comparing models based on the traditional confirmatory factor analysis (CFA) approach, which does not allow estimation for cross-loading, and the exploratory structural equation modeling (ESEM) approach, which can naturally include estimates of all cross-loadings into models. In this way, the characteristics of significant cross-loadings in the three-factor structure of the CBQ suggested by prior findings would be highlighted. Five hundred and forty-three Taiwanese parents of 3- to 7-year-olds from northern Taiwan completed the instrument. Results indicated that the ESEM model fitted the data better than the model based on CFA. The ESEM model incorporating three pairs of correlated uniqueness supported the three-factor structure identified in past research. Characteristics of the factor structure of CBQ were discussed.

**Keywords:** exploratory structural equation modeling, factor structure, temperament, the Children's Behavior Questionnaire

1. Pei-Ling Wang, Professor, Department of Early Childhood Education, University of Taipei

2. Thai-Tsuan Chang, Postdoctoral Fellow, Department of Education, National Taiwan Normal University

3. Ching-Yun Yu, Professor, Department of Psychology and Counseling, University of Taipei

Received: 2023.01.04; Revised: 2023.05.12; Accepted: 2023.06.15

Corresponding Author: Thai-Tsuan Chang; Email: t.chang@cc.ncue.edu.tw

Address: No. 1, Jinde Rd., Changhua City, Changhua County 500207, Taiwan

Department of Guidance & Counseling, National Changhua University of Education

## 壹、緒論

「氣質」是從嬰兒期就開始出現的穩定個別差異。個體早期的氣質不僅是成年後人格的基礎（Caspi, 2000），也與其未來的社會能力、行為問題或精神疾病有所關聯（Laible et al., 2017; Licata-Dandel et al., 2021; Pijl et al., 2019）。因此，對氣質的理解不僅有助於了解人類發展，也能對具行為問題或精神疾病風險的兒童提供早期介入評估之線索。在各種氣質理論和評估問卷中，Rothbart 的氣質理論（Rothbart, 2011）及其測量工具，是目前最受國際關注與使用的測量之一，已有數十種語言的翻譯版本（Putnam, 2006），並廣為各國學術界引用（如 Golmohammadi et al., 2022; Licata-Dandel et al., 2021），深具跨文化、跨國際的特性。在 Rothbart 等人編製的各年齡層氣質問卷中，本研究主要聚焦在適用於 3 至 7 歲之「兒童行為問卷」（The Children's Behavior Questionnaire [CBQ]; Rothbart et al., 2001）。

CBQ 在編製時，為了讓其測量能夠反映氣質構念的精度與廣度，故在考量具特定年齡層之功能的氣質特徵以及其他既有理論（如 Thomas & Chess, 1977）或研究（如 Diamond, 1957；引自 Rothbart, 2011）後，選擇適合該年齡層之氣質子構念並加以定義，再依據組成氣質構念的子構念之定義或是相關測量編寫題項（Rothbart, 2011; Rothbart et al., 2001）；而其構念效度則是建立在對應於各氣質子構念之 15 個分量表之間的關係及其背後的因素結構（Rothbart et al., 2001）。後續的探索性因素分析（Exploratory Factor Analysis [EFA]）結果，絕大部分皆支持三個高階因素的氣質結構（如 Ahadi et al., 1993; Golmohammadi et al., 2022; Rothbart et al., 2001）。然而，傳統的 EFA 技術僅能用來探索因素數目，並無法進一步檢驗特定因素結構（如三因素結構模式）與資料適配與否，也無法依據過去研究結果或是理論來設定分量表與特定高階因素的從屬關係（張存真、游錦雲，2020；Marsh et al., 2009），這將使研究者無法評估或比較過去研究一再發現之三因素結構模式是否確為解釋 CBQ 分量表之間相關的合理模式。

相對而言，驗證性因素分析（Confirmatory Factor Analysis [CFA]）能夠事先設定觀察變項與潛在因素之間的關係、並提供模式與資料的適配結果。然而，前述 EFA 結果皆暗示了 CBQ 的分量表與高階因素之間具有複雜的交叉負荷（cross-loading）結構，這可能使得限定每個題項或外生變項（exog-

enous variable) 只能負荷於單一目標因素 (target factor)、且不允許交叉負荷的基本 CFA，並不適合用來探討 CBQ 的因素結構 (Golmohammadi et al., 2022)。換言之，傳統上用來檢驗因素結構的因素分析方法 (即：EFA 與 CFA)，用在檢驗 CBQ 之因素結構時各有其限制。因此，能事先設定觀察指標與目標因素的關係、提供模式適配指標，並保留因素結構具有自由估計交叉負荷之可能性的探索性結構方程模式 (Exploratory Structural Equation Modeling [ESEM]; Asparouhov & Muthén, 2009; Marsh et al., 2014) 取向，即提供了另一個更適合用來檢驗 CBQ 因素結構的方法。

在臺灣，儘管過去常使用依據 Thomas 與 Chess (1977) 的氣質理論為基礎所編製的工具，例如：「行為方式問卷」 (Behavior Style Questionnaire; McDevitt & Carey, 1978)，不過近年來 Rothbart 等人提出更全面性的氣質理論 (詳如下述) 及依據其理論所編製之 CBQ，已經逐漸開始受到國內氣質研究者的重視，並用來探討父母的教養風格與親子共讀行為、幼兒的精熟動機、情緒調節，以及焦慮與憂鬱等主題 (如雷庚玲等人，2022；謝妮娜等人，2018；龔美娟、雷庚玲，2017；Huang et al., 2017; Li et al., 2022)。若能對 CBQ 中文版的因素結構有更深入了解，將能為後續國內欲參考 CBQ 因素結構之氣質研究提供相關的計量基礎。據此，本研究的目的即為透過比較基於 CFA 取向與 ESEM 取向之模式，來探討 CBQ 標準版臺灣中文版的因素結構。

## 貳、文獻探討

### 一、氣質理論與測量：Rothbart 的情緒調節取向及 CBQ

Rothbart 植基於神經生理學，將氣質定義為「反應性」 (reactivity) 和「自我調節」 (self-regulation) 的個別差異 (Rothbart, 2011)。「反應性」是指個體對外在刺激的情緒、動作和注意力的反應，可由反應的強度、時間長短，以及復原情況予以評估；「自我調節」是指個體調節反應的過程，包括對刺激的趨近或退縮傾向，以及導向或分散注意力，讓個體有能力控制自己的行動和情緒。Derryberry 與 Rothbart (1988) 更進一步指出，情緒 (emotion)、可激發性 (arousability) 及自我調節 (self-regulation) 為氣質的核心構念。換言之，相較於其他認為氣質為個體的情感或行為反應之氣質理論

（像是 Thomas 與 Chess 的觀點），Rothbart 的理論則更為全面。

就測量工具而言，由於不同之氣質特徵會因生理成熟與經驗的影響而有適齡之功能性顯現，為了編製出適合特定年齡層、又能夠反映出氣質構念的精度與廣度之測量，Rothbart 先將前述三項氣質核心構念（即：情緒、可激發性、自我調節）拆解為數個較細緻的氣質特質，接著依據既有的理論（如 Chess 與 Thomas 的氣質向度；Thomas & Chess, 1977）或其他可能具生物基礎之個別差異（例如：見於動物研究的「害怕」氣質；Diamond, 1957；引自 Rothbart, 2011），挑選出最適合該年齡層之氣質特質並加以定義，再根據定義及相關測量編寫對應於該特質之分量表題項（Rothbart, 2011; Rothbart et al., 2001）。就本研究所關注的 CBQ 而言，其所測量的氣質特質與相對應的分量表題項，即以測量嬰兒氣質的「嬰兒氣質量表：修訂版」（The Infant Behavior Questionnaire-Revised）與測量成人氣質的「生理反應問卷」（Physiological Reaction Questionnaire）為基礎所編製（Rothbart et al., 2001）。

CBQ 標準版由 195 個題項組成，其中 187 題組成以下反映不同氣質特質的 15 個分量表：活動量（activity level）、生氣／挫折（anger/frustration）、趨近／正向期待（approach/positive participation）、注意力專注（attentional focusing）、不舒服（discomfort）、安撫（falling reactivity/soothability）、害怕（fear）、高強度愉悅（high-intensity pleasure）、衝動性（impulsivity）、抑制控制（inhibitory control）、低強度愉悅（low-intensity pleasure）、悲傷（sadness）、害羞（shyness）、微笑與大笑（smiling and laughter），以及知覺敏感度（perceptual sensitivity）。此外，Putnam 與 Rothbart（2006）亦曾發展題目數較少的版本，提供有需要的研究者使用。

儘管 Rothbart 等人在編製 CBQ 標準版時，並未事先假定這 15 個分量表背後的因素結構（Rothbart, 2011），但過往許多採用 EFA 的研究結果皆支持三個高階因素之結構，此三因素也的確各自可對應於前述的三項氣質核心構念（即：可激發性、情緒、自我調節）。根據 Rothbart（2011, p. 51）的統整，高強度愉悅、活動量、衝動性、害羞（因素負荷量為負值）、趨近／正向期待、微笑與大笑等分量表組成外向性／騰動性（Extraversion/Surgency）高階因素，而不舒服、害怕、生氣／挫折、悲傷、安撫（因素負荷量為負值）等分量表組成負向情感（Negative Affectivity）高階因素，至於抑制控制、注意力專注、低強度愉悅、知覺敏感度等分量表則組成主動控制（Effortful Control）高階因素。其他非美國（如臺灣：Majdandžić et al., 2009；日

測驗學刊，第 70 輯第 4 期

本：Kusanagi et al., 1999；中國：Ahadi et al., 1993；荷蘭：Sleddens et al., 2011；伊朗：Golmohammadi et al., 2022）的 EFA 結果也支持三因素的結構，且大部分分量表所主要負荷之高階因素也與前述美國樣本的結果大致相同（如表 1 所示）。

表 1

過去研究之 EFA 結果中各分量表與三大高階因素之關係

	外向性／騰動性	負向情感	主動控制
高強度愉悅	臺／美／日／中／荷／伊	荷	
活動量	臺／美／日／中／荷／伊		中
衝動性	臺／美／日／中／荷／伊		中
害羞	臺／美／日／中／荷／伊	臺／美／中／荷	伊
趨近／正向期待	臺／美／日／中／荷／伊	臺／美／日／中／荷	臺／美／日／中／荷
微笑與大笑	臺／美／日／中／荷／伊	荷	臺／美／日／荷／伊
不舒服		臺／美／日／中／荷／伊	
害怕	伊	臺／美／日／中／荷／伊	
生氣／挫折	臺／美／中	臺／美／日／中／荷／伊	
悲傷		臺／美／日／中／荷／伊	
安撫		臺／美／日／中／荷／伊	臺／美／日
抑制控制	臺／美／日／荷	荷	臺／美／日／中／荷／伊
注意力專注	美／荷／日	美	臺／美／日／中／荷／伊
低強度愉悅			臺／美／日／中／荷／伊
知覺敏感度	中		臺／美／日／中／荷／伊

註：1. 本表僅列出因素負荷量絕對值  $> .25$  之結果。

2. 國家名稱有底線者代表該分量表主要負荷於該因素，國家名稱為粗斜體代表負荷量為負值。各國結果出處如下：臺灣：Majdandžić 等人（2009）、美國：Rothbart 等人（2001）研究之 6 至 7 歲樣本、日本：Kusanagi 等人（1999）、中國：Ahadi 等人（1993）、荷蘭：Sleddens 等人（2011）、伊朗：Golmohammadi 等人（2022）。

此外，儘管 Rothbart（2011）將「趨近／正向期待」及「微笑與大笑」視為組成外向性／騰動性高階因素之分量表，但 EFA 結果顯示，這兩個分量表同時在多個因素上具有高的負荷量（Putnam & Rothbart, 2006）。若根據 Rothbart 等人（2001）將  $.25$  視為具一定程度負荷量之標準，仍有前述兩個分量表以外的分量表在其主要負荷因素外之因素具有交叉負荷，例如：就美國 6~7 歲幼兒而言，主要負荷於「負向情感」因素的「安撫」分量表在「主動



控制」因素之負荷量為 .28，主要負荷於「主動控制」因素的「抑制控制」分量表在「外向性／騰動性」因素之負荷量為  $-.41$  (Rothbart et al., 2001)。前述其他非美國的研究結果也顯示不少分量表具有交叉負荷（如表 1 所示）。

另一方面，即便 Rothbart (2011) 認為可以使用 CFA 來檢驗資料與不同理論所預測之氣質因素結構模式的適配與否，但 CBQ 具複雜交叉負荷的特色使得不允許交叉負荷的基本 CFA 並不適合做為檢驗 CBQ 因素結構的方式 (Golmohammadi et al., 2022)。即便事先納入某些分量表之交叉負荷估計於 CFA 模式中，或是事後以納入交叉負荷或誤差相關之方式進行模式修正，仍可能需要透過不斷嘗試納入不同的交叉負荷估計並比較其結果，才有可能得到合理的適配模式，或甚至仍無法獲得合理的適配結果 (Golmohammadi et al., 2022; Rothbart et al., 2001)。Evans 與 Rothbart (2009) 及 Kozlowski 等人 (2022) 曾指出，對於屬性格測量、內容多元之氣質問卷，假定其因素結構不具交叉負荷是不切實際的。基於上述之原因，如欲了解 CBQ 之三因素模式與資料的適配狀況，必須透過近年來新發展、能夠評估允許交叉負荷的模式之適配的分析方法（如探索性結構方程模式）方能達成。

## 二、探索性結構方程模式 (ESEM)

儘管 EFA 與 CFA 是在心理及教育學領域中最常被用來檢驗因素結構的方法，但各有其限制。EFA 無法依理論事先設定觀察變項與潛在因素之間的關係，也無法檢驗模式適配度及參數顯著性。基本的 CFA 因素模式則是一種高度限制性的模式，亦即限制每個外生變項只能負荷於一個潛在因素，但這樣的限制可能會導致因素間的相關被高估，甚至造成理論模式（如五大人格特質理論<sup>1</sup>）的適配度不佳 (Marsh et al., 2010, 2014)。而 ESEM 則結合了 EFA 和 CFA 兩者的優勢，避免了 EFA 與 CFA 各自的缺點 (Asparouhov & Muthén, 2009; Marsh et al., 2014)。

1 五大人格特質理論乃為心理學領域中使用最廣泛的性格理論，該理論認為性格可以開放性 (Openness)、嚴謹性 (Conscientiousness)、外向性 (Extraversion)、友善性 (Agreeableness)、神經質 (Neuroticism) 等五個向度來理解 (Costa & McRae, 1985)，後續亦有許多性格測量以此理論為基礎發展而成（如 NEO Personality Inventory, Big Five Inventory）。

與 CFA 相比，ESEM 對每一個觀察指標在所有因素上的負荷量皆進行估計，因而較不會有高估因素間相關或複雜的理論模式適配度不佳之狀況；與 EFA 相較，ESEM 不僅能針對參數進行設定或顯著性檢定，也能針對整體模式進行適配度檢驗，還能以目標轉軸法（target rotation; Asparouhov & Muthén, 2009）事先設定觀察指標與潛在因素的關係。換言之，ESEM 提供了一種以驗證性方式來檢驗以 EFA 模式（即：允許交叉負荷）所定義的潛在因素結構的取向（有關 ESEM 的詳細說明，請參見 Asparouhov & Muthén, 2009; Marsh et al., 2014）。

ESEM 能對允許交叉負荷之模式進行適配度檢驗的特性，使得 ESEM 開始被用在檢驗具有交叉負荷特性的性格測量或氣質測量之因素結構研究中。由於性格測量的因素結構常出現一些小但非零的交叉負荷，若以 CFA 進行模型適配度檢驗的結果通常並不理想，但使用 ESEM 進行模型適配度檢驗的結果則會比使用 CFA 的結果來得更好（如張存真、游錦雲，2020；Chiorri et al., 2016; Marsh et al., 2010）。儘管尚未有研究同時比較使用 ESEM 與 CFA 模式來檢驗 CBQ 因素結構的模型適配，使用這兩種模式探討 7~10 歲「學齡兒童氣質問卷」（The Temperament in Middle Children Questionnaire）的因素結構之結果顯示，ESEM 模式之適配優於 CFA 模式，但 ESEM 模式之適配度指標（如 Comparative Fit Index [CFI]；Tucker-Lewis index [TLI]；Root Mean Square Error of Approximation [RMSEA]）數值皆僅落在常用的標準值附近，甚至未達常用的標準（Kozlowski et al., 2022）。

考量過去以 ESEM 檢驗性格測量的因素結構模式時，仍需納入題項間的誤差相關（correlated uniqueness），估計方能獲得良好模式適配（如 Chiorri et al., 2016; Marsh et al., 2010），氣質分量表之間的誤差相關或許也需納入模式進行估計。Komsí 等人（2006）即指出，需將「害羞」與「衝動性」及「注意力專注」與「低強度愉悅」這兩對分量表之誤差相關納入 Rothbart 等人（2001）所設定之包含部份交叉負荷的因素結構模式，方能讓模式估計達到可接受的適配。換言之，CBQ 標準版的因素結構之特色除了交叉負荷外，可能還包括分量表之間的誤差相關。

儘管 CBQ 已被引入臺灣學界，但針對 CBQ 臺灣中文版的因素結構，除了 Hsu 等人（2011）曾針對題目較少的版本以 EFA 探討其因素數目<sup>2</sup>，也僅

2 另有國內之碩士論文（饒庭瑄，2014）以 CFA 探討題目較少的版本在 1.5 歲~3 歲幼兒樣本之因素結構。



有 Majdandžić 等人（2009）以 EFA 探討標準版之因素個數（且結果亦為三因素），尚未有研究透過比較不同模式之適配方式來探討標準版的因素結構。由於過去研究皆指出 CBQ 等氣質測量之因素結構為具交叉負荷的複雜結構，本研究擬以 ESEM 來檢驗 CBQ 標準版之因素結構。此外，鑒於 Komsí 等人（2006）指出，需納入誤差相關於 CBQ 之因素結構模式中，方可使模式估計達可接受之適配，本研究亦檢驗包含特定分量表間的誤差相關之 ESEM 模式。

## 參、研究方法

### 一、研究參與者與施測程序

本研究之參與者為大臺北地區家有 3~7 歲幼兒（ $M_{Age} = 60.20$  個月， $SD_{Age} = 11.79$ ）之家長共計 543 名，其中男生 269 人，女生 274 人，其社經背景都在中上。就幼兒年齡層及性別而言，滿 3 歲但未滿 4 歲幼兒有 108 位（19.89%），其中男生 56 人，女生 52 人；滿 4 歲但未滿 5 歲幼兒有 132 位（24.31%），其中男生 69 人，女生 63 人；滿 5 歲但未滿 6 歲幼兒有 197 位（36.28%），其中男生 88 人，女生 109 人；滿 6 歲但未滿 7 歲幼兒計有 106 位（19.52%），其中男生 56 人，女生 50 人。性別與年齡組別的人數分布並未達顯著差異， $\chi^2(3, n = 543) = 2.95, p = .399$ 。

研究參與者的抽樣方式為立意取樣。具體而言，參與者的招募乃是透過本研究第一作者認識的幼兒園教師，聯繫該教師任教的幼兒園（共計 21 所，皆位於臺灣北部），並在取得園方主管同意後，透過教師代為轉發本研究之「家長知情同意函」給幼兒家長。於獲得家長同意填寫後，由教師將「幼兒基本資料表」與 CBQ 交給同意參與的家長並回收完成的問卷。完整填寫完畢的家長，每人皆獲得 100 元禮券、幼兒氣質側面圖及教養小偏方等相關資料。資料的蒐集是從 2019 年 11 月至 2020 年 2 月之間進行施測和整理。本研究已獲第一作者所屬機構之人體研究倫理委員會審查通過（編號：IRB-2019-024）。

### 二、研究工具

考量未來出版等相關問題，本研究並未直接使用 Rothbart 網站上既有之

繁體中文版 CBQ（見 Putnam, 2006），而是在取得 Rothbart 研究團隊同意使用授權後，由本研究作者另行翻譯而成的版本。在翻譯程序上，先由第一作者將英文版的 CBQ 翻譯成中文版，再請一位發展心理學者將此中文版反向翻譯為英文，中英文相互對照，以確認翻譯語句的精準性。之後，再將翻譯完的題項與既有之繁體中文版 CBQ 的題項相對照，發現大部分翻譯的語句是類似的，少數有差異之題項如：「當又冷又濕時會覺得很不舒服」（既有之中文版：「覺得冷或弄濕的時候會很在乎這些不舒服」）。

CBQ 標準版之 15 個分量表，包括：「活動量」，係測量兒童大肌肉活動的程度（頻率和強度），含移動速度和程度，共 13 題；「生氣／挫折」，係測量兒童對於正在進行的活動受到干擾所引發之負向情感，共 13 題；「趨近／正向期待」，係測量兒童對於期待的快樂活動表現出興奮之感受，共 13 題；「注意力專注」，係詢問兒童能否持續維持注意力在工作目標上，共 9 題；「不舒服」，係詢問兒童對於光線、聲音、材質的強度、頻率或複雜度的刺激，引發負向情感之程度，共 12 題；「安撫」，係詢問兒童從高度的苦惱及興奮或是覺醒中恢復平穩之程度，共 13 題；「害怕」，係測量兒童對於預期的疼痛或潛在威脅情境所引發之不安、焦慮或焦躁，以及對於突發事件的驚嚇之負向情感，共 12 題；「高強度愉悅」，係詢問兒童受不同強度、頻率、複雜度、新奇度和不一致的高刺激所引發之開心程度，共 13 題；「衝動性」，係測量兒童對於引發事件之回應速度，共 13 題；「抑制控制」，係測量兒童在指示下或在陌生及不確定的情境下，能計畫或是克制自己的不適切之趨近反應能力，共 13 題；「低強度愉悅」，係詢問兒童受不同強度、頻率、複雜度、新奇度和不一致的低刺激所引發之開心程度，共 13 題；「悲傷」，係詢問兒童在個人痛苦、失望和物品遺失中，感到負向情感和情緒低落之程度，共 12 題；「害羞」，係詢問兒童在陌生或不確定的情境下，很慢地或很難進入情境及不舒服之程度，共 13 題；「微笑與大笑」，係測量兒童正向情感之程度，共 13 題；「知覺敏感度」，係詢問兒童能偵測出外界些微的低強度刺激之程度，共 12 題。

評分方式是請家長依孩子過去六個月來的情況，在 7 點李克特式量表上回答每個特定行為之於孩子的真實程度，從 1 = 完全不符合您的孩子，到 7 = 完全符合您的孩子；另有「不知道」、「不適用」的反應選項，以供家長在從未觀察到幼兒曾經表現出題目所敘述的行為時或題項不適用時圈選。

就這 15 個分量表的內部一致性信度而言，大部分分量表的 Cronbach's al-

pha 值都在 .70~.92 之間，僅「衝動性」(.66) 和「悲傷」(.63) 的數值相對較低（如表 2 所示），這與過去的發現一致，例如：中國樣本的「衝動性」分量表之 Cronbach's alpha 值為 .63、「悲傷」分量表之 Cronbach's alpha 值為 .52 (Ahadi et al., 1993)；美國 (Ahadi et al., 1993) 及伊朗 (Golmohammadi et al., 2022) 樣本的「悲傷」分量表之 Cronbach's alpha 值分別為 .67 及 .64。

表 2

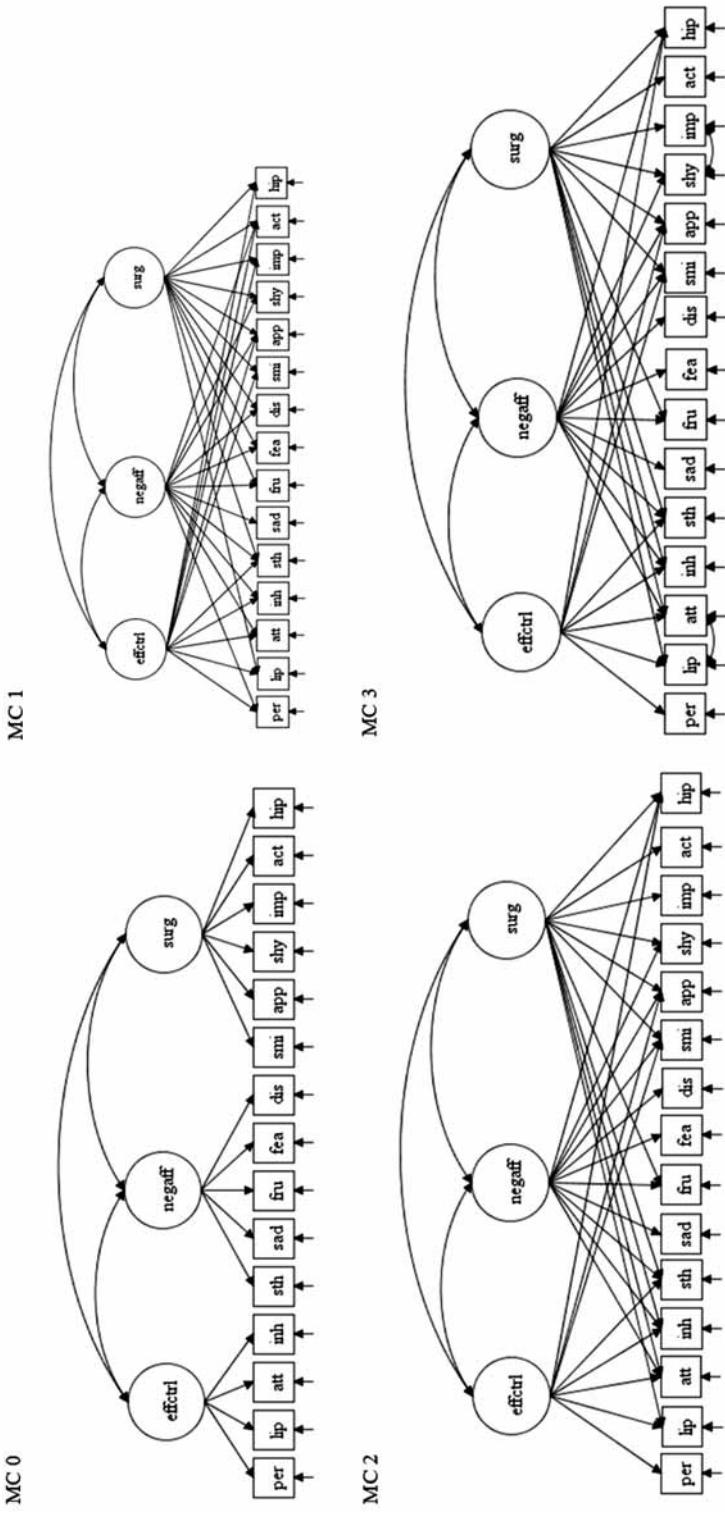
各分量表分數之描述統計值與 Cronbach's alpha 值

	平均值	標準差	偏態	峰度	Cronbach's alpha
高強度愉悅	4.52	0.94	-0.10	-0.15	.79
活動量	4.96	0.76	-0.32	0.22	.76
衝動性	4.32	0.69	-0.02	0.23	.66
害羞	3.88	1.25	-0.09	-0.55	.92
趨近／正向期待	5.46	0.65	-0.06	-0.23	.77
微笑與大笑	5.69	0.66	-0.42	-0.07	.78
不舒服	4.15	0.86	-0.18	-0.09	.70
害怕	4.50	0.92	-0.149	-0.15	.72
生氣／挫折	4.27	0.89	-0.14	-0.04	.81
悲傷	4.07	0.71	-0.31	0.57	.63
安撫	4.68	0.80	-0.32	0.22	.75
抑制控制	4.64	0.93	-0.27	0.13	.84
注意力專注	4.49	0.90	-0.20	-0.15	.77
低強度愉悅	5.19	0.67	-0.26	-0.08	.71
知覺敏感度	4.97	0.80	-0.40	0.70	.73

### 三、資料分析

本研究所有的因素模式之分析皆使用 Mplus 7.3 (Muthén & Muthén, 1998-2012)，模式估計皆採用具強韌性的最大概似 (robust maximum likelihood) 法。本研究先根據 Rothbart (2011, p. 51) 所列出的各分量表與高階因素之從屬關係，設定三因素的基本 CFA 模式（即：模式不含任何交叉負荷；模式 MC 0；如圖 1 所示）並進行估計，接著再估計三因素的 ESEM 模式（模式 ME 0；如圖 2 所示）。ESEM 模式採用斜交之目標轉軸法，各分量表轉軸

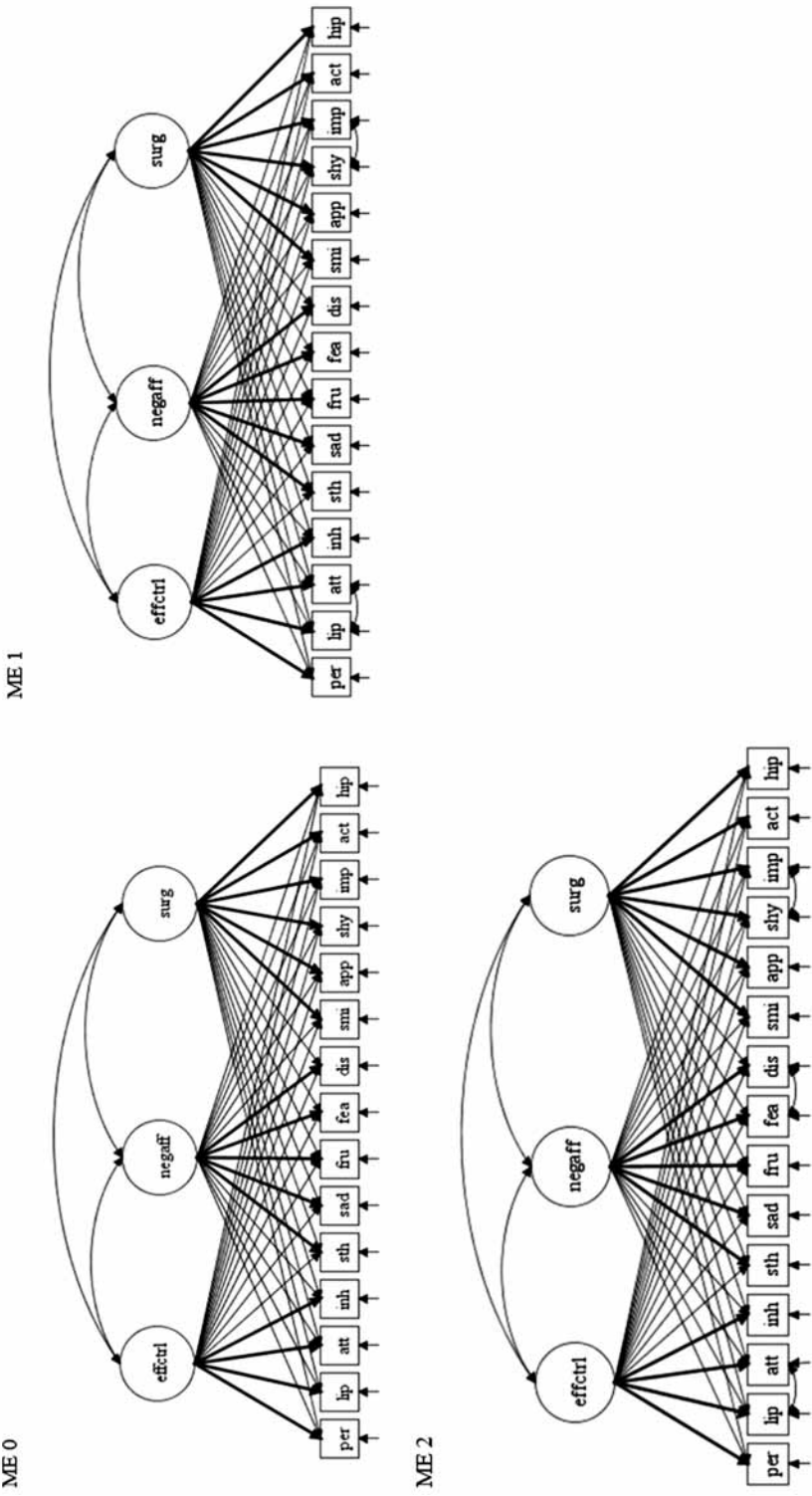
圖 1  
本研究估計之各 CFA 模式



王珮玲 張泰銓 游錦雲

「兒童行為問卷」標準版因素結構之研究

圖 2  
本研究估計之各 ESEM 模式



註：粗線為分量表與其預設之主要所屬高階因素。



後所屬之主要高階／目標因素則與前述三因素的基本 CFA 模式相同，其餘分量表之所有交叉負荷量仍允許自由估計。此外，鑒於 Rothbart 等人（2001）在針對 4~5 歲及 6~7 歲之美國樣本分別進行之三因素 CFA 時，皆以納入特定交叉負荷的模式為具良好適配之最終模式<sup>3</sup>，本研究亦估計此二最終模式（模式 MC 1、MC 2）於本研究整體樣本之適配結果，以茲對照。最後，考量 Komsi 等人（2006）需將分量表誤差相關納入已含特定交叉負荷的三因素模式方能獲得良好適配，本研究亦比較 Komsi 等人之最終 CFA 模式（含特定交叉負荷及「害羞」與「衝動性」分量表、「注意力專注」與「低強度愉悅」分量表之誤差相關；模式 MC 3），以及同樣納入「害羞」與「衝動性」分量表及「注意力專注」與「低強度愉悅」分量表之誤差相關的三因素 ESEM 模式（模式 ME 1）之適配結果，以評估納入分量表誤差相關於模式中的必要性。以上所有模式皆允許因素間存在相關，並圖示於圖 1 與圖 2。

在模式適配度指標上，考量本研究之大樣本數易使  $\chi^2$  顯著，本研究參考其他進行 ESEM 分析的研究（如張存真、游錦雲，2020；Marsh et al., 2010），採用 CFI、SRMR（Standardized Root-Mean-Square Residual）、RMSEA 及其 90% 信賴區間等適配度指標，以綜合判斷模式適配的好壞。CFI 值大於 .90 代表模型適配度可接受、大於 .95 代表模型適配度極佳；RMSEA 值小於 .05 和 .08 分別代表緊密適配與合理適配（Marsh, 2007）；SRMR 值超過 .10 則適配不佳（Kline, 2016）。模式的比較及選擇除了考量前述適配度指標，亦納入 AIC（Akaike Information Criterion）、BIC（Bayesian Information Criterion）與 SBIC（Sample-Size Adjusted BIC）等指標，後三項指標之標準為該指標數值較低之模式的適配度較好。

## 肆、結果

模式適配的結果（如表 3 所示）顯示，MC 0 的適配度極差， $\chi^2(87, n = 543) = 383.439$  ( $p < .001$ )、CFI = .613、SRMR = .145、RMSEA = .152 (90% CI = [.145, .160])。ME 0 的整體適配度已接近可接受之標準， $\chi^2(63, n = 543) =$

3 在 Rothbart 等人（2001）的研究中，除了針對 3 歲、4~5 歲及 6~7 歲三個年齡組別分別進行了 EFA，他們亦以 4~5 歲及 6~7 歲兩個年齡組別之 EFA 的三因素模式結果為基礎，針對這兩年齡組進行了 CFA。

表 3  
ESEM 模式與 CFA 模式之適配度比較

模式	$\chi^2$	df	CFI	SRMR	RMSEA	90% CI of RMSEA	AIC	BIC	SBIC
MC 0：三因素 CFA 模式	1183.47	87	.613	.145	.152	[.145, .160]	17742.821	17949.082	17796.712
MC 1：含部分交叉負荷之三因素 CFA 模式 <sup>a</sup>	477.387	70	.856	.065	.104	[.095, .112]	16976.081	17255.393	17049.059
MC 2：含部分交叉負荷之三因素 CFA 模式 <sup>b</sup>	481.174	72	.855	.066	.102	[.094, .111]	16979.484	17250.202	17050.216
MC 3：含部分交叉負荷與誤差相關之三因素 CFA 模式 <sup>cd</sup>	419.729	70	.876	.065	.096	[.087, .105]	16908.294	17187.606	16981.271
ME 0：三因素 ESEM 模式	383.439	63	.887	.043	.097	[.088, .106]	16881.314	17190.705	16962.150
ME 1：納入兩對誤差相關之三因素 ESEM 模式 <sup>d</sup>	330.127	61	.905	.042	.090	[.081, .100]	16819.491	17137.477	16902.573
ME 2：納入三對誤差相關之三因素 ESEM 模式 <sup>e</sup>	242.842	60	.935	.037	.075	[.065, .085]	16721.670	17043.953	16805.875

註：1. 最終選擇之模式以粗體顯示。

2. <sup>a</sup>Rothbart 等人 (2001) 中之 4~5 歲最終 CFA 模式；<sup>b</sup>Rothbart 等人中之 6~7 歲最終 CFA 模式；<sup>c</sup>Komsi 等人 (2006) 中之最終 CFA 模式；<sup>d</sup>加入「害羞」與「衝動性」分量表及「注意力專注」與「低強度愉悅」分量表誤差相關之模式；<sup>e</sup>加入「害羞」與「衝動性」分量表、「注意力專注」與「低強度愉悅」分量表，以及「害怕」與「不舒服」誤差相關之模式。

383.439 ( $p < .001$ )、CFI = .887、SRMR = .043、RMSEA = .097 (90% CI = [.088, .106])，且其適配度指標及 AIC、BIC 和 SBIC 數值都遠優於 CFA 模式。即便與 MC 1 或 MC 2 的適配指標 ( $\chi^2[70, n = 543] = 477.387$ ,  $\chi^2[72, n = 543] = 481.174$ ,  $ps < .001$ , CFIs  $\leq .856$ , SRMRs  $\geq .065$ , RMSEAs  $\geq .102$ ) 及 AIC、BIC 和 SBIC 數值相比，ME 0 的整體適配度仍較佳。綜言之，自由估計交叉負荷之 ME 0 的整體適配較未考慮交叉負荷之 CFA 模式 (MC 0) 或納入特定交叉負荷之模式 (MC 1、MC 2) 為佳，但 ME 0 未達適配標準之狀況，暗示仍需考慮將誤差相關納入模式之可能性。

若考慮將誤差相關納入之模式，除了 RMSEA，ME 1 之大部分的模式適配指標皆已符合標準， $\chi^2(61, n = 543) = 330.127$  ( $p < .001$ )、CFI = .905、SRMR = .042、RMSEA = .090 (90% CI = [.081, .100])，其整體適配度與 AIC、BIC 和 SBIC 數值亦較納入相同之誤差相關的 MC 3 ( $\chi^2[70, n = 543] = 419.729$ ,  $p < .001$ , CFI = .876, SRMR = .065, RMSEA = .096, 90% CI = [.087, .105]) 為佳。

為確認是否仍有測量本身的特性未納入考量，而使得因素模式之適配仍未完全符合標準，本研究進一步檢視預設歸屬於同一高階因素分量表之題項內容。在預設歸屬於「負向情感」因素的分量表中，「害怕」與「不舒服」兩個分量表所涵蓋的題項皆指涉幼兒對於令人不適或未預期之物理性刺激的反應（如「害怕」分量表：「害怕吵雜聲」；「不舒服」分量表：「不喜歡大聲或是刮東西的聲音」），亦即此兩個分量表並不僅僅與「負向情感」有關，題項所描述之引發幼兒負向情感的脈絡亦相同，故再納入「害怕」與「不舒服」分量表之誤差相關於 ME 1 進行模式修正。納入三對分量表之間的誤差相關估計（「害怕」與「不舒服」誤差相關為 .45，「害羞」與「衝動性」誤差相關為 -.39，「注意力專注」與「低強度愉悅」誤差相關為 .19）之三因素 ESEM 模式 (ME 2)，其適配度為  $\chi^2(60, n = 543) = 242.842$  ( $p < .001$ )、CFI = .935、SRMR = .037、RMSEA = .075 (90% CI = [.065, .085])，大致具可接受的模式適配，而其 AIC、BIC 及 SBIC 之數值也皆較未修正前為低。綜合適配度的比較結果，以及與過去研究結果一致性的考量下，研究者據此選擇納入「害怕」與「不舒服」、「害羞」與「衝動性」，以及「注意力專注」與「低強度愉悅」誤差相關之三因素 ESEM 模式作為最終模

4 本研究亦曾就此十五個 CBQ 分量表於此樣本進行平行分析，其結果亦指出應萃取之因素個數為三。

式<sup>4</sup>。

最終模式的因素負荷量如表 4 所示。組成各高階因素的分量表皆在目標因素上有著較高的因素負荷量：高強度愉悅 ( $\lambda = .58$ )、活動量 ( $\lambda = .72$ )、衝動性 ( $\lambda = .71$ )、害羞 ( $\lambda = -.55$ )、趨近／正向期待 ( $\lambda = .61$ )、微笑與大笑 ( $\lambda = .69$ ) 分量表，皆主要負荷於「外向性／騰動性」因素；不舒服 ( $\lambda = .63$ )、害怕 ( $\lambda = .37$ )、生氣／挫折 ( $\lambda = .75$ )、悲傷 ( $\lambda = .77$ )、安撫 ( $\lambda = -.61$ ) 分量表，皆主要負荷於「負向情感」因素；抑制控制 ( $\lambda = .67$ )、注意力專注 ( $\lambda = .61$ )、低強度愉悅 ( $\lambda = .75$ )、知覺敏感度 ( $\lambda = .58$ ) 分量表，皆主要負荷於「主動控制」因素。此外，尚有數個分量表在其目標因素之外的因素有著相當程度的交叉負荷量 ( $\lambda > .25$ )，包

表 4

最終納入三對誤差相關之三因素 ESEM 模式之標準化參數估計值

	外向性／騰動性	負向情感	主動控制
高強度愉悅	<b>.58</b>	-.11	-.06
活動量	<b>.72</b>	.07	<b>-.33</b>
衝動性	<b>.71</b>	-.01	<b>-.34</b>
害羞	<b>-.55</b>	<b>.32</b>	-.06
趨近／正向期待	<b>.61</b>	<b>.35</b>	<b>.27</b>
微笑與大笑	<b>.69</b>	-.13	<b>.44</b>
不舒服	-.06	<b>.63</b>	.11
害怕	-.14	<b>.37</b>	.09
生氣／挫折	.19	<b>.75</b>	-.07
悲傷	-.08	<b>.77</b>	.21
安撫	.08	<b>-.61</b>	<b>.37</b>
抑制控制	<b>-.25</b>	-.18	<b>.67</b>
注意力專注	-.13	-.05	<b>.61</b>
低強度愉悅	.10	-.02	<b>.75</b>
知覺敏感度	.14	.21	<b>.58</b>
<b>標準化因素相關</b>			
外向性／騰動性		.07	-.15
負向情感			-.05
主動控制			

註：因素負荷量絕對值大於等於 .25 以粗體顯示。

括：「活動量」與「衝動性」在「主動控制」因素上有負向負荷（ $\lambda_s = -.33, -.34$ ）、「害羞」在「負向情感」因素上有正向負荷（ $\lambda = .32$ ）、「安撫」在「主動控制」因素上有正向負荷（ $\lambda = .37$ ）、「趨近／正向期待」在「負向情感」因素與「主動控制」因素上皆有正向負荷（ $\lambda_s = .35, .27$ ）、「微笑與大笑」在「主動控制」因素上有正向負荷（ $\lambda = .44$ ）。此外，就因素間的相關而言，以 .05 為顯著水準，則僅「外向性／騰動性」和「主動控制」有顯著負相關（ $r = -.15$ ），「外向性／騰動性」和「負向情感」及「負向情感」和「主動控制」之相關皆不顯著（ $r_s = .07, -.05$ ）。

## 伍、討論

鑒於過往大多數研究皆僅以 EFA 探討 CBQ 標準版之潛在因素數目與結構，少有研究檢驗特定因素結構與資料的適配（尤其是臺灣中文版），本研究遂採用包含 ESEM 模式之一系列的模式比較，檢驗 CBQ 標準版臺灣中文版的因素結構。研究結果顯示，當將模式設定為與過去研究所發現的因素數目一致、且符合 Rothbart（2011, p. 51）所彙整之分量表與主要因素的從屬關係時，將交叉負荷納入估計的三因素 ESEM 模式（ME 0）之適配結果，遠優於不考慮交叉負荷量的三因素 CFA 模式（MC 0）、亦優於僅納入特定交叉負荷的 MC 1 與 MC 2；此結果也與 Kozlowski 等人（2022）探討 7~10 歲「兒童氣質量表」之因素結構的發現相符。

Marsh 等人（2014）指出，過往對於精簡的因素結構之理解，並未限定不能有非零之交叉負荷；若 ESEM 模式之適配結果優於限制交叉負荷皆為零之 CFA 模式，則應以 ESEM 模式之結果做為後續分析之基礎。因此，如同過去研究的 EFA 結果皆暗示 CBQ 標準版之因素結構具有一定比例的交叉負荷（如 Ahadi et al., 1993; Golmohammadi et al., 2022; Rothbart et al., 2001；如表 1 所示），本研究之模式適配結果亦支持交叉負荷的確是 CBQ 因素結構的一大特色，允許交叉負荷的三因素 ESEM 模式比 CFA 模式更適合用來表徵 CBQ 之因素結構。

進一步探究交叉負荷的數值與顯著性，MC 1 中設定自由估計的 17 個交叉負荷中有 16 個在 ME 0 中有相同之正負向與顯著結果，MC 2 中設定自由估計的 15 個交叉負荷中則有 12 個在 ME 0 中有相同之正負向與顯著結果。換言之，ESEM 不僅可以免去重複嘗試不同交叉負荷設定於 CFA 模式的過程、而



能夠一次就估計所有交叉負荷之參數，其交叉負荷的估計結果也與過去研究（即：Rothbart et al., 2001）之發現大致相符。

值得注意的是，儘管三因素 ESEM 模式之整體適配度接近但未達可接受，但其 CFI 與 RMSEA 的數值落在可接受的標準值附近之結果，與 Clark 等人（2020）之 ESEM 模式結果類似。而在將三對同屬相同高階因素之分量表的誤差相關之估計納入三因素 ESEM 模式後，其適配度大致可接受、亦是本研究所檢驗的模式中適配度最好的模式。在這三對具誤差相關的分量表中，同屬「外向性／騰動性」因素之「害羞」與「衝動性」，以及同屬「主動控制」因素之「注意力專注」與「低強度愉悅」，皆為 Komsí 等人（2006）已指出具誤差相關之分量表。進一步從分量表題項特性的角度來看，「害羞」題項指涉於社交場合時不會立即與他人自在的互動，「衝動性」題項則包含了在社交場合及其他情境下會立即採取行動，亦即兩者皆（部分）牽涉到幼兒在社交場合的行為反應。同屬「負向情感」因素的「害怕」與「不舒服」，其題項皆指涉幼兒對令人不適或未預期之物理性刺激的反應；此外，相較於其他同屬「負向情感」因素的分量表，「害怕」與「不舒服」皆被視為與焦慮傾向有密切關聯（謝妮娜等人，2018；Kochanska, 1995），這也可能使得家長在評估幼兒的「害怕」與「不舒服」氣質時，都會受到其焦慮傾向所影響。換言之，這三對分量表在測量的內容或概念上，都有著除了反映所屬之高階因素構念外的其他相似之處。

從理論的角度來看，CBQ 分量表在高階因素上有交叉負荷的狀況是可預期的。情緒、可激發性及自我調節為氣質之核心構念（Derryberry & Rothbart, 1988），而「外向性／騰動性」因素由正向價位（valence）的情緒與可激發性之氣質特質組成，「負向情感」因素則僅包含負向價位的情緒面向，「主動控制」因素則與反映了定向及注意力執行之神經系統，以及能控制情緒反應與可激發性的自我調節能力有密切關聯（Rothbart, 2011）。因此，同時反映了至少兩項上述氣質核心構念的氣質特質分量表，即可能同時交叉負荷於至少兩個高階因素。如同時反映了趨近傾向與負向情緒的氣質特質（如「害羞」），或是可能因受挫而引發負向情緒的外向性氣質特質（如「趨近／正向期待」；Rothbart et al., 2001），即會同時負荷於「外向性／騰動性」因素及「負向情感」因素；與調節負向情緒有關的氣質特質（如「安撫」），則會同時與「主動控制」因素及「負向情感」因素有關；以抑制趨近的方式進行自我調節的氣質特質（如「抑制控制」），則會同時負荷於「外向性／騰

動性」因素及「主動控制」因素。此外，在鼓勵展現正向情緒的文化下，正向情緒的特質（如「微笑與大笑」）也被認為與幼兒的自我調節有關，進而可能因此同時負荷於「外向性／騰動性」因素及「主動控制」因素（Rothbart et al., 2001）；而在主流儒家文化對於理想幼兒應「好靜不好動、舉止如成人」（熊秉真，2000）的價值觀薰陶下，「活動量」與「衝動性」氣質可能較易被臺灣父母視為與幼兒自主控制能力不佳有關，因而同時在「主動控制」因素上有負向負荷。

## 陸、結論與建議

本研究確認了 CBQ 標準版中文版因素結構為具有交叉負荷量之三因素結構，此一交叉負荷之特色則需以整合 EFA 與 CFA 的功能與優點之 ESEM 模式來進行估計。儘管傳統上大多使用 EFA 與 CFA 來探討 CBQ 的因素結構，但過往之 CFA 往往無法獲得支持 EFA 之三因素結構的結果。在本研究中，自由估計交叉負荷之 ESEM 模式比起 CFA 模式依然有較佳的適配度，亦即 ESEM 比 CFA 更適合用來評估 CBQ 之因素結構。據此，若欲探討不同版本 CBQ 或不同年齡氣質測量之複雜因素結構，或是欲檢驗 CBQ 之測量及因素結構的恆等性（measurement and factorial invariance），ESEM 為研究者可考慮採用的分析方式。

此外，從測量的角度而言，即便同屬相同高階因素之氣質特質，CBQ 中用來測量不同氣質特質之題項似乎仍具一定程度的同質性，需納入特定分量表之誤差相關方能獲得較佳的適配結果。儘管仍需更多後續研究確認此結果並非特定樣本之取樣偏誤，但本研究仍建議後續研究者在檢驗 CBQ 之因素結構時，需留意特定分量表之間可能的誤差相關。

在實務上欲使用 CBQ 之因素分數時，Rothbart 等人（1994）曾建議將歸屬於相同主要因素之分量表賦予相同權重，並以之為基礎計算屬於該因素之分量表分數的平均做為高階因素分數之估計。然而，若根據本研究指出之分量表具跨因素的結果（即：交叉負荷），在估計高階因素分數時，可考慮同時納入主要歸屬於該高階因素之分量表以及在該高階因素上有交叉負荷之其他分量表，並在計算分量表平均時，給予主要構成因素之分量表與僅為交叉負荷之分量表不同的權重，以更完整表徵該高階因素分數所涵蓋之氣質特徵（尤其是需同時將三大高階因素納入分析或比較的狀況時）。

就臨床上的應用而言，氣質對於生活中可見的焦慮和憂鬱等精神疾病是一個重要的影響因子。CBQ 三大高階因素中的「負向情感」可能是影響兒童產生焦慮和憂鬱傾向的因子之一（謝妮娜等人，2018；Gulley et al., 2016; Watson et al., 2005），至於「外向性／騰動性」則是防止個體發生心理病理問題的保護因子（Gulley et al., 2016; Rothbart, 2011）。因此，CBQ 在臨床上的評估可以協助醫療人員和父母對於疑似高危險群的孩子，在其尚未出現臨床症狀或是有初期症狀時，及早預防和協助，以期孩子的身心能有健全發展。

## 謝誌

本文作者群感謝科技部補助本論文第一作者之研究經費（補助編號：MOST 108-2410-H-845-017），以及國立清華大學教育心理與諮商學系林高賢博士後研究員於本研究發想初期所提供之建議。

## 參考文獻

### 中文部分

- 張存真、游錦雲（2020）。「兒童五大人格特質量表」之信效度及測量不變性：探索性結構方程模式取向。*測驗學刊*，**67**（3），191-214。<https://www.airitilibrary.com/Publication/alDetailedMesh?DocID=16094905-202009-202010220006-202010220006-191-214>
- [Chang, T.-J. & Yu, C.-Y. (2020). Reliability, validity, and measurement invariance of children's Five-Factor Personality Scale: An exploratory structural equation modeling approach. *Psychological Testing*, 67(3), 191-214. <https://www.airitilibrary.com/Publication/alDetailedMesh?DocID=16094905-202009-202010220006-202010220006-191-214>]
- 雷庚玲、林楷潔、吳淑娟、蔡宜妙、張泰銓、黃素英、鄭澈（2022）。華人母親的學習信念與共讀行為：努力有用觀與能力增進觀的比較。*中華心理學刊*，**64**（3），311-340。[https://doi.org/10.6129/CJP.202209\\_64\(3\).0003](https://doi.org/10.6129/CJP.202209_64(3).0003)
- [Lay, K.-L., Lin, K.-C., Wu, S.-C., Tsai, Y.-M., Chang, T.-T., Huang, S.-Y., & Cheng, C. (2022). Chinese mothers' belief systems about learning and shared-reading behaviors: The pragmatic view of effort vs. the incremental view of intelligence. *Chinese Journal of Psychology*, 64(3), 311-340. [https://doi.org/10.6129/CJP.202209\\_64\(3\).0003](https://doi.org/10.6129/CJP.202209_64(3).0003)]
- 熊秉真（2000）。*童年憶往：中國孩子的歷史*。麥田。
- [Hsiung, P.-C. (2000). *Childhood memories: The history of Chinese children*. Rye Field Publishing.]
- 謝妮娜、王珮玲、趙家琛（2018）。兒童氣質與焦慮及憂鬱傾向之關聯。*中華心理衛生學刊*，**31**（1），1-28。[https://doi.org/10.30074/FJMH.201803\\_31\(1\).0001](https://doi.org/10.30074/FJMH.201803_31(1).0001)
- [Hsieh, N.-N., Wang, P.-L., & Chao, C.-C. (2018). Temperament associated with childhood anxiety and depression tendency. *Formosa Journal of Mental Health*, 31(1), 1-28. [https://doi.org/10.30074/FJMH.201803\\_31\(1\).0001](https://doi.org/10.30074/FJMH.201803_31(1).0001)]
- 饒庭瑄（2014）。*幼兒期氣質問卷之驗證性因素分析*〔未出版之碩士論文〕。國立成功大學。<https://hdl.handle.net/11296/7sp32a>
- [Jao, T.-H. (2014). *Confirmatory factor analysis of temperament questionnaire in toddler-*

hood [Unpublished master's thesis]. National Cheng Kung University. <https://hdl.handle.net/11296/7sp32a>

龔美娟、雷庚玲（2017）。學齡前兒童之成就目標設定與其氣質組型。《教育心理學報》，48（4），487-507。 <https://doi.org/10.6251/BEP.20160513>

[Kung, M.-J. & Lay, K.-L. (2017). Preschoolers' achievement goal settings and temperament patterns. *Bulletin of Educational Psychology*, 48(4), 487-507. <https://doi.org/10.6251/BEP.20160513>]

## 英文部分

Ahadi, S. A., Rothbart, M. K., & Ye, R. (1993). Children's temperament in the US and China: Similarities and differences. *European Journal of Personality*, 7(5), 359-378. <https://doi.org/10.1002/per.2410070506>

Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397-438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>

Caspi, A. (2000). The child is father of the man: Personality continuities from childhood to adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(1), 158-172. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.78.1.158>

Chiorri, C., Marsh, H. W., Ubbiali, A., & Donati, D. (2016). Testing the factor structure and measurement invariance across gender of the Big Five Inventory through exploratory structural equation modeling. *Journal of Personality Assessment*, 98(1), 88-99. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1035381>

Clark, D. A., Donnellan, M. B., Durbin, C. E., Brooker, R. J., Neppl, T. K., Gunnar, M., Carlson, S. M., Le Mare, L., Kochanska, G., Fisher, P. A., Leve, L. D., Rothbart, M. K., & Putnam, S. P. (2020). Using item response theory to evaluate the Children's Behavior Questionnaire: Considerations of general functioning and assessment length. *Psychological Assessment*, 32(10), 928-942. <https://doi.org/10.1037/pas0000883>

Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1985). *The NEO Personality Inventory manual*. Psychological Assessment Resources.

Derryberry, D., & Rothbart, M. K. (1988). Arousal, affect, and attention as components of temperament. *Journal of Personality and Social Psychology*, 55(6), 958-966. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.55.6.958>

Evans, D. E., & Rothbart, M. K. (2009). A two-factor model of temperament. *Personality and Individual Differences*, 47(6), 565-570. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.>



05.010

- Golmohammadi, G., Zarifian, T., Qhanbari, S., Bakhshi, E., & Sakhai, F. (2022). Cross-cultural adaptation and validation of the Persian version of Children's Behavior Questionnaire in Iranian children. *Current Psychology*, 41(6), 4041-4053. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-00918-7>
- Gulley, L. D., Hankin, B. L., & Young, J. F. (2016). Risk for depression and anxiety in youth: The interaction between negative affectivity, effortful control, and stressors. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 44, 207-218.
- Hsu, K. Y., Lay, K. L., & Kung, J. F. (2011, March). *Test of the validity of Children's Behavior Questionnaire-Chinese version: Comparing between parental and teacher's ratings* [Poster]. The Biennial Convention of the Society for Research in Child Development, Montreal, Quebec, Canada.
- Huang, C.-Y., Cheah, C. S. L., Lamb, M. E., & Zhou, N. (2017). Associations between parenting styles and perceived child effortful control within Chinese families in the United States, the United Kingdom, and Taiwan. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 48(6), 795-812. <https://doi.org/10.1177/0022022117706108>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). The Guilford Press.
- Kochanska, G. (1995). Children's temperament, mothers' discipline, and security of attachment: Multiple pathways to emerging internalization. *Child Development*, 66(3), 597-615. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1995.tb00892.x>
- Komsi, N., Räikkönen, K., Pesonen, A.-K., Heinonen, K., Keskivaara, P., Järvenpää, A.-L., & Strandberg, T. E. (2006). Continuity of temperament from infancy to middle childhood. *Infant Behavior and Development*, 29(4), 494-508. <https://doi.org/10.1016/j.infbeh.2006.05.002>
- Kozlowski, M. B., Antovich, D., Karalunas, S. L., & Nigg, J. T. (2022). Temperament in middle childhood questionnaire: New data on factor structure and applicability in a child clinical sample. *Psychological Assessment*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1037/pas0001180>
- Kusanagi, E., Hoshi, N., & Chen, S. J. (1999). Structure, developmental change, and sex differences in temperament of Japanese children. 乳幼児発達臨床センター年報, 21, 17-26. [https://eprints.lib.hokudai.ac.jp/dspace/bitstream/2115/25335/1/21\\_P17-26.pdf](https://eprints.lib.hokudai.ac.jp/dspace/bitstream/2115/25335/1/21_P17-26.pdf)
- Laible, D. J., Kumru, A., Carlo, G., Streit, C., Selcuk, B., & Sayil, M. (2017). The longitudinal associations among temperament, parenting, and Turkish children's prosocial

- behaviors. *Child Development*, 88(4), 1057-1062. <https://doi.org/10.1111/cdev.12877>
- Li, I., Shen, P.-S. & Kang, S.-S. (2022). Teacher-derived emotional socialization predicts the development of emotion regulation and knowledge in preschool children. *Child Youth Care Forum*, 51, 561-578. <https://doi.org/10.1007/s10566-021-09635-z>
- Licata-Dandel, M., Wenzel, A. S., Kristen-Antonow, S., & Sodian, B. (2021). Predicting child problem behaviour at school age: The role of maternal sensitivity, child temperament and theory of mind. *Infant and Child Development*, 30(6), e2264. <https://doi.org/10.1002/icd.2264>
- Majdandžić, M., Kung, J.-F., Lay, K.-L., Suess, F., Putnam, S. P., van Liempt, I., Hagenbeek, S., van Bakel, H., & de Bruijn, A. (2009, April). Cross-cultural investigation of temperament in early childhood using the Children's Behavior Questionnaire. In M. A. Gartsteinl & S. P. Putnam (Chairs), *Cross-cultural study of temperament: Implications for social-emotional development across the lifespan* [Symposium]. The Biennial Convention of the Society for Research in Child Development, Denver, CO, USA.
- Marsh, H. W. (2007). Application of confirmatory factor analysis and structural equation modeling in sport and exercise psychology. In *Handbook of sport psychology* (pp. 774-798). John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781118270011.ch35>
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Muthén, B., Asparouhov, T., Morin, A. J. S., Trautwein, U., & Nagengast, B. (2010). A new look at the big five factor structure through exploratory structural equation modeling. *Psychological Assessment*, 22(3), 471-491. <https://doi.org/10.1037/a0019227>
- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10(1), 85-110. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- Marsh, H. W., Muthén, B., Asparouhov, T., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Morin, A. J. S., & Trautwein, U. (2009). Exploratory structural equation modeling, integrating CFA and EFA: Application to students' evaluations of university teaching. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 439-476. <https://doi.org/10.1080/10705510903008220>
- McDevitt, S. C., & Carey, W. B. (1978). The measurement of temperament in 3-7 year old children. *Child Psychology & Psychiatry & Allied Disciplines*, 19(3), 245-253. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1978.tb00467.x>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2012). *Mplus user's guide* (7th ed.). Author.
- Pijl, M. K. J., Bussu, G., Charman, T., Johnson, M. H., Jones, E. J. H., Pasco, G.,

- Oosterling, I. J., Rommelse, N. N. J., Buitelaar, J. K., & The BASIS Team. (2019). Temperament as an early risk marker for autism spectrum disorders? A longitudinal study of high-risk and low-risk infants. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 49(5), 1825-1836. <https://doi.org/10.1007/s10803-018-3855-8>
- Putnam, S. (2006). *Instrument descriptions*. Mary Rothbart's Temperament Questionnaire. <https://research.bowdoin.edu/rothbart-temperament-questionnaires/>
- Putnam, S. P., & Rothbart, M. K. (2006). Development of short and very short forms of the Children's Behavior Questionnaire. *Journal of Personality Assessment*, 87(1), 102-112. [https://doi.org/10.1207/s15327752jpa8701\\_09](https://doi.org/10.1207/s15327752jpa8701_09)
- Rothbart, M. K. (2011). *Becoming who we are: Temperament and personality in development*. The Guilford Press.
- Rothbart, M. K., Ahadi, S. A., & Hershey, K. L. (1994). Temperament and social behavior in childhood. *Merrill-Palmer Quarterly*, 40(1), 21-39. <http://www.jstor.org/stable/23087906>
- Rothbart, M. K., Ahadi, S. A., Hershey, K. L., & Fisher, P. (2001). Investigations of temperament at three to seven years: The Children's Behavior Questionnaire. *Child Development*, 72(5), 1394-1408. <https://doi.org/10.1111/1467-8624.00355>
- Sleddens, E. F. C., Kremers, S. P. J., Candel, M. J. J. M., De Vries, N. N. K., & Thijs, C. (2011). Validating the Children's Behavior Questionnaire in Dutch children: Psychometric properties and a cross-cultural comparison of factor structures. *Psychological Assessment*, 23(2), 417-426. <https://doi.org/10.1037/a0022111>
- Thomas, A., & Chess, S. (1977). *Temperament and development*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Watson, D., Gamez, W., & Simms, L. (2005). Basic dimensions of temperament and their relation to anxiety and depression: A symptom-based perspective. *Journal of Research in Personality*, 39(1), 46-66.

附錄

各分量表分數之皮爾森相關															(n = 543)			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15			
1. 高強度愉悅	—																	
2. 活動量	.48***	—																
3. 衝動性	.48***	.69***	—															
4. 害羞	-.42***	-.33***	-.55***	—														
5. 趨近／正向期待	.29***	.39***	.37***	-.15***	—													
6. 微笑與大笑	.28***	.32***	.30***	-.45***	.47***	—												
7. 不舒服	-.18***	.02	-.06	.22***	.22***	-.05	—											
8. 害怕	-.39***	-.05	-.13**	.26***	.12**	-.04	.56***	—										
9. 生氣／挫折	.10*	.29***	.21***	.09*	.36***	.02	.44***	.19***	—									
10. 悲傷	-.11**	-.07	-.08	.24***	.31***	-.08	.48***	.31***	.55***	—								
11. 安撫	.00	-.19***	-.12**	-.16***	-.09*	.24***	-.36***	-.16***	-.53***	-.39***	—							
12. 抑制控制	-.19***	-.49***	-.50***	.07	-.11*	.06	-.02	.03	-.31***	.02	.41***	—						
13. 注意力專注	-.04	-.40***	-.38***	-.01	.00	.11**	-.02	-.05	-.14**	.08	.20***	.51***	—					
14. 低強度愉悅	-.03	-.29***	-.24***	-.03	.17***	.34***	.05	.05	-.07	.09*	.30***	.50***	.55***	—				
15. 知覺敏感度	-.04	-.06	-.16***	.05	.23***	.27***	.20***	.11**	.11*	.26***	.10*	.33***	.33***	.43***	—			

*\*p* < .05; *\*\*p* < .01; *\*\*\*p* < .001

\* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$ ; \*\*\* $p < .001$

測驗學刊，第 70 輯第 4 期